

Döviz Kuru Volatilitésinin Türkiye'nin Euro Bölgesi İhracatına Etkisi: Kesikli Dalgacık Dönüşümü ile Panel Veri Analizi

Selim YILDIRIM (*)
Esin KILIÇ (**)

Öz: Döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmini olumsuz etkileyip etkilemediği sabit döviz kuru uygulamalarının son bulmasından bu yana tartışılan bir konudur. Bu çalışmada döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin Euro Bölgesi ülkeleri ile olan ihracatı üzerindeki etkileri 2000Q1-2012Q2 dönemi için panel veri analizi kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmada veriler üzerine kesikli dalgacık dönüşümü uygulanarak bu etkinin farklı zaman frekanslarındaki durumu da incelenmiştir. Elde edilen bulgular döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin Euro Bölgesi ülkeleri ile olan ihracatına kısa dönemde olumsuz bir etkisi olmadığı, ancak uzun vadede ihracat üzerinde olumsuz etkilere sahip olabileceği yönündedir.

Anahtar Kelimeler: Döviz kuru volatilitésini, ihracat, kesikli dalgacık dönüşümü

The Effect of Exchange Rate Volatility on Turkey's Exports to Euro Area: Panel Data Analysis with Discrete Wavelet Transform

Abstract: Whether exchange rate volatility has a negative impact on the volume of exports has been debated since abandonment of fixed exchange rate regime. The effects of the exchange rate volatility on Turkey's exports to Euro Zone are investigated in this study for the period 2000Q1-2012Q2 with panel data analysis. Furthermore these effects are investigated for different frequency band via discrete wavelet transform of the original series. The empirical results suggest that exchange rate volatility has no negative impact on exports of Turkey to Euro Area in the short run, whereas in the long run negative effects may emerge.

Keywords: Exchange rate volatility, exports, discrete wavelet transform

*) Yrd. Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
(e-posta: selimy@anadolu.edu.tr)

***) Arş. Gör. Dr., Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
(e-posta: esinkilic@ogu.edu.tr)

Giriş

Bretton Woods sisteminin çöküşü ve esnek döviz kuru rejimi uygulamasının yaygınlaşması ile birlikte, esnek döviz kuru rejimine yöneltilen en önemli eleştirilerden biri bu kur rejiminin ticaret akımlarını olumsuz etkileyebileceği olmuştur. Bu eleştirilerin altında yatan temel neden dalgalanmaya bırakılan kurun yüksek derecede oynaklık gösterebilmesi dolayısıyla da döviz kuru hareketlerini öngörmenin güçleşmesidir.

Döviz kuru volatilitésinin ticaret akımlarını olumsuz etkileyeceği yönündeki görüşü savunan Clark (1973), riskten korunma (hedging) imkânının olmadığı durumda, esnek döviz kuru rejimi altında ihracat gelirlerinin ulusal paraya dönüştürüldüğü döviz kurunun tam olarak öngörülemediğini ve bu durumun da firmalar için döviz kuru riski yaratacağını savunmaktadır. Bu yüzden döviz kurundaki büyük değişimlerin, aslında döviz kurunda ortalama anlamda bir değişme yaratmadığı durumda bile, döviz kuru riskini arttıracaklarını, böylece firmaların üretim seviyelerini ve dolayısıyla ihracat seviyelerini azaltma eğilimi göstereceğini ifade etmektedir. Ancak, firmalar üretim faktörlerini döviz kuru hareketlerine göre ayarlayabilirlerse, döviz kuru volatilitésindeki artış firmalar için gerçekte kar imkanı yaratan bir durum da olabilmektedir. Bu durum Cazoneri vd. (1984), Gros (1987) ve De Grauwe (1992)'de analiz edilmiştir. Bu çalışmalara göre, riskten kaçınma davranışı, göreceli olarak düşükse, satış fiyatı değişkenliğinin beklenen karlılık üzerindeki pozitif etkisi ile firmalar ortalama çıktı ve ihracat seviyelerini arttırabileceklerdir. Genel denge modeli kullanarak döviz kuru rejimi ile ticaret akımları arasındaki ilişkiyi inceleyen Bacchetta ve Wincoop (2000)'e göre ise döviz kuru rejimi ile ticaret akımları arasında herhangi bir ilişki bulunmamaktadır. Dolayısıyla esnek döviz kuru rejimine geçişin en tartışmalı konularından biri olan döviz kuru volatilitésinin ihracatı etkileyip etkilemediği, eğer etkiliyorsa bu etkinin hangi yönde olacağı yönünde bir fikir birliği bulunmamaktadır.

Döviz kuru volatilitésinin ticaret akımları üzerine etkisini inceleyen çok sayıda ampirik çalışma bulunmaktadır. Bu konuyu araştırmak amacıyla yapılan ilk çalışmalarda genellikle döviz kuru volatilitésinin dış ticarete etkisi gelişmiş ülkeler açısından ele alınmış ve basit en küçük kareler yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Bu çalışmalardan Akthar ve Hilton (1984), Kenen ve Rodrick (1986) ile Corbo ve Caballero (1989), döviz kuru volatilitésinin ihracatı olumsuz etkilediği yönünde sonuçlara ulaşmışlardır. Ancak Qian ve Varangis (1994)'te elde edilen bulgular döviz kuru değişkenliğinin İsveç'in ihracatına etkisinin pozitif olduğu yönündedir. G-7 ülkeleri için 33 farklı regresyon modeli ile döviz kuru volatilitésinin ihracata etkisini araştıran Bailey vd. (1987) ise sadece üç regresyon modelinde anlamlı negatif etki bulurken geri kalan modellerden elde edilen sonuçlar döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmadığını göstermiştir.

Panel veri analizi kullanılarak döviz kuru volatilitésinin ticaret akımları üzerindeki etkisini araştıran çalışmalardan Sauer ve Bohara (2001), döviz kuru volatilitésinin 91 ülkenin ihracatı üzerindeki etkisini incelemiştir. Bu çalışmada elde edilen sonuçlar reel

efektif döviz kuru volatilitésinin Latin Amerika ve Afrika ülkeleri için ihracatı düşürücü etkisinin olduğu ancak gelişmiş ülkeler ve Asya ülkeleri için ihracat üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı yönündedir. Dell'Ariccia (1999) döviz kuru belirsizliğinin AB-15 ülkeleri ve İsviçre'nin ihracatı üzerindeki toplulaştırılmış, sabit ve rassal etkilerini incelemiş ve tüm ülkeler için döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde anlamlı negatif etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Döviz kuru volatilitésinin ihracat hacmine etkisini 104 ülkeyi ele alarak inceleyen Tenreyro (2004)'te elde edilen sonuçlar da döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı yönündedir.

Döviz kuru belirsizliğinin Türkiye'nin ticaret akımları üzerine etkisini araştıran çalışmalardan Vergil (2002) zaman serisi analizi ile döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin ABD, Almanya, Fransa ve İtalya'ya olan ihracatı üzerindeki etkisini araştırmış ve Türkiye'nin İtalya'ya olan ihracatı hariç döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin ihracatını olumsuz etkilediği sonucuna varmıştır. Saatçioğlu ve Karaca (2004) reel efektif döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin toplam ihracatı üzerindeki etkisini 1981:3-2000:4 dönemi için araştırmış ve döviz kuru volatilitésinin hem uzun dönemde hem de kısa dönemde Türkiye'nin ihracatını azalttığı yönünde sonuçlara ulaşmıştır. Türkyılmaz, Özer ve Kutlu (2007) ise döviz kuru volatilitésini, ihracat ve ithalat arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlara göre ihracattan döviz kuru volatilitésine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır.

Bu çalışmanın amacı döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin 11 Euro bölgesi ülkesine olan ihracatına etkisini 2000:Q1-2012:Q2 dönemi için araştırmaktır. Çalışmada döviz kuru volatilitésinin ticaret akımlarına etkisi araştırılırken Türkiye'nin Euro Bölgesi'ne olan ihracatının ele alınmasının iki nedeni bulunmaktadır. Bunlardan birincisi 1995 yılında Türkiye'nin Avrupa Birliği ile imzalamış olduğu Gümrük Birliği Anlaşması dolayısıyla AB ülkelerinin Türkiye'nin önemli birer dış ticaret ortağı olmasıdır. Türkiye'nin EU-15 ülkelerine ihracatı 1994 yılında 8.6 milyon dolar iken Gümrük Birliği Anlaşması'nın imzalanmasından 5 yıl sonra, 1999 yılında, bu ülkelere olan ihracatı hızla artmış ve 14.3 milyon dolar seviyesine çıkmıştır. İkinci bir sebep olarak 1999 yılında 11 Avrupa Birliği ülkesi (Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz ve İspanya) Euro'yu ortak para birimi olarak benimsemişlerdir. Bugün 17 Avrupa Birliği ülkesi ulusal para birimi olarak Euro'yu kullanmaktadır. 2012'de Türkiye'nin Avrupa Birliği ülkelerine olan ihracatı 59.2 milyon dolar düzeyindedir ve bu ihracatın %70'i Euro Bölgesi ülkeleriyle yapılmaktadır. Dolayısıyla döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin seçilen 11 Euro bölgesi ülkesi ile olan ihracatı üzerindeki etkisini araştıran bu çalışmada elde edilen sonuçlar, hem Euro bölgesi ülkeleri ile olan ihracatına, hem de AB ülkeleri ile olan ihracatına etkisini temsil edebilecektir.

Çalışma dört ana bölüm altında şekillendirilmiştir. Giriş bölümünde döviz kuru volatilitésinin dış ticaret akımları üzerindeki etkisine yönelik teorik görüşler ve ampirik çalışmalardan kısaca bahsedilmiş, ve yapılan çalışma hakkında genel bir bilgi verilmiştir. Veri

ve metodoloji bölümünde döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin 11 Euro bölgesi ülkesi ile olan ihracatı üzerindeki etkisi araştırılırken kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Bu bölümde döviz kuru volatilitésinin hesaplanması, zaman ölçeklerinin elde edilmesi ve panel birim kök testleri ayrı başlıklar altında detaylı olarak verilmeye çalışılmıştır. Ampirik bulgular bölümünde döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin 11 Euro bölgesi ülkesine olan ihracatına etkisi orijinal veri seti ve zaman ölçekleri için panel veri analizi kullanılarak tahminlenmiştir. Son bölümde ise çalışmada elde edilen sonuçların değerlendirilmesi yapılmıştır.

1. Veri ve Metodoloji

Bu çalışmada döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin Euro bölgesi ülkelerine olan ihracatı üzerindeki etkisi araştırılırken panel veri analizi kullanılmıştır. Modelde yer alan değişkenlere ilişkin panel veri seti 2000Q1-2012Q2 dönemi ve on bir Euro Bölgesi ülkesi için elde edilen gözlemlerden oluşmaktadır. Ele alınan on bir ülke Almanya, Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İtalya, Lüksemburg ve Portekiz'dir.

Bu çalışmada kullanılan model uzun dönem ihracat talep fonksiyonunu temel almaktadır. Kumar ve Dhawan (1991)'de kullanılan modelden yola çıkılarak oluşturulan model Eşitlik (1) ile gösterilebilir.

$$\ln.r x_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \ln.r gdp_{it} + \beta_2 \ln.ner_{it} + \beta_3 \ln.relpri_{it} + \beta_4 volatility_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Bu modelde $\ln.r x_{it}$ Türkiye'nin t anında i . Euro bölgesi ülkesine olan TL cinsinden reel ihracatının logaritmasını temsil etmektedir. Bu seri elde edilirken, Türkiye'nin ilgili ülkeye olan nominal ihracatı, Türkiye'nin ihracat birim değer indeksi ile fiyat etkisinden arındırılmıştır. $\ln.r gdp_{it}$ t anında i . Euro bölgesi ülkesine ait Euro cinsinden reel GSYİH'nin logaritmasını göstermektedir. Reel GSYİH serisi, nominal GSYİH'nin ilgili ülkenin GSYİH deflatörü ile fiyat etkisinden arındırılmasıyla elde edilmiştir. $\ln.relpri_{it}$ t anındaki göreceli fiyatların logaritmik formunu ifade etmektedir. Göreceli fiyatlar, Türkiye tüketici fiyat indeksinin i . ticaret ortağı ülkeye ait tüketici fiyat indeksine bölünmesiyle elde edilmiştir. $\ln.ner_{it}$ bir Euro karşılığı ödenen Türk Lirası olarak ifade edilen nominal döviz kurunun logaritmik formda yazılmış halini göstermektedir. $volatility_{it}$ ise t anında nominal döviz kurunun volatilitésini ifade etmektedir. Nominal döviz kuru volatilitésini GARCH modeli kullanılarak hesaplanmıştır. Katsayılar ile ilgili teorik beklenti $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$ şeklindedir. Döviz kuru volatilitésinin katsayısı olan β_4 ise pozitif ya da negatif değer alabilmektedir ve β_4 katsayısının alacağı değer, bu araştırmanın konusunu oluşturmaktadır.

Modelde kullanılan veriler 2000Q1-2012Q2 dönemine aittir. Euro Bölgesi ülkelerinin GSYİH ve GSYİH deflatörü verileri ile Türkiye'nin ihracat birim değer indeksi verileri IMF- International Financial Statistics veri tabanından temin edilmiştir. Türkiye'nin Euro

Bölgesi ülkelerine yaptığı ihracatı gösteren veriler ise IMF-Direction of Trade Statistics veritabanından alınmıştır. Çalışmada fiyat etkisini arındırmakta kullanılan Euro bölgesi ülkeleri ve Türkiye için fiyat indeksi verileri, OECD.Stat veri tabanından elde edilmiştir ve harmonize TÜFE verileridir. Hem TÜFE verileri, hem de Türkiye'nin ihracat birim değer indeksi verileri için baz yılı 2005'tir. Nominal Euro/TL döviz kuru verisi ise TCMB-EVDS veri tabanından alınmıştır. Modelde kullanılan nominal döviz kuru döviz alış kurunun ilgili dönem ortalaması şeklindedir.

1.1. Döviz Kuru Volatilitesinin Hesaplanması

Volatilite, zaman serisindeki rasgele ve öngörülemeyen bileşenlerin bir ölçüsüdür ve volatilite ölçüsü olarak standart sapma ya da varyans kullanılmaktadır. Literatürde döviz kuru volatilitesini hesaplamak için, döviz kurundaki mutlak yüzde değişimler (Thursby and Thursby (1985), Bailey vd. (1986)), trend etrafındaki varyans (Thursby ve Thursby (1987)), döviz kuru standart sapmalarının hareketli ortalaması (örneğin Cushman (1983; 1986), Koray ve Lastrapes (1989), Chowdhury (1993)), ARIMA modelinin artık terimleri (Assery ve Peel (1991), Sauer ve Bohara (2001)) gibi çok çeşitli yöntemler kullanılmıştır. Son dönem çalışmalarda ise döviz kuru volatilitesinin hesaplanmasında varyansta zaman içerisinde gerçekleşen değişimleri de yansıtan ARCH tipi modeller sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. De Vita ve Abbott (2004), Arize vd. (2008) ve Hondroyiannis vd. (2008) ARCH tipi modellerle volatilitenin hesaplandığı çalışmalardan bazılarıdır.

Engle (1982) tarafından geliştirilen otoregresif koşullu değişen varyans modeli (ARCH(q)), σ_t zaman içinde değişen standart hatayı, z_t ise stokastik bileşeni ifade etmek üzere hata terimleri $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$ şeklinde yazıldığında aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = X_t \beta + \sigma_t z_t, z_t \sim N(0,1) \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \alpha_0 > 0 \quad (3)$$

Burada Y_t zaman serisini; $X_t \beta_t$ ise Y 'nin ortalamasını ifade etmektedir. σ_t ile ifade edilen varyans, geçmiş dönem şokları tarafından belirlenir. Zaman serisinde ARCH etkisinin olması durumunda α_i 'ler sıfırdan büyük değer almaktadır. Bollerslev (1986), otoregresif koşullu değişen varyans modelinden yola çıkarak hata varyansının otoregresif hareketli ortalama (ARMA) süreci izlediği durumlara uygulanabilecek olan genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH(p,q)) modelini geliştirmiştir. GARCH (p,q) modeli Eşitlik (4)'te verildiği gibidir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2, \alpha_0 > 0 \quad (4)$$

GARCH(p,q) modelinde de ARCH(q) modelinde olduğu gibi otoregresif koşullu değişen varyans etkisinin olduğu durumda α_i ve β_i katsayıları sıfırdan farklı değer almaktadır. Bu yüzden, volatilite hesaplamasında ARCH temelli bir model kullanılmadan önce, zaman serisi uygun ARMA modeli ile tahmin edilmekte ve bu modelin hata terimlerinin

ARCH etkisi taşıyıp taşımadıklarını test etmek üzere Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testi uygulanmaktadır. Sıfır hipotezi tüm α_i ve β_i katsayıları sıfıra eşittir şeklinde olan ARCH-LM testi sonucunda sıfır hipotezinin reddedildiği durumda, hata terimlerinin ARCH etkisi taşıdığına ve dolayısıyla volatilité hesaplamasında ARCH temelli bir modelin kullanılmasının uygun olduğuna karar verilmektedir.

Bu çalışmada, döviz kuru volatilités ölçüsü olarak varyans hesaplanırken, öncelikle döviz kuru modelinden elde edilen artıkların ARCH etkisi taşıyıp taşımadığına bakılmıştır. Bu amaçla durağan olmayan logaritmik döviz kuru serisi fark alma işlemiyle durağan hale getirilmiş ve elde edilen seri için en uygun otoregresif sürecin hangisi olduğu araştırılmıştır. Farklı ARMA modelleri denenerek Schwarz enformasyon kriteri yardımıyla döviz kuru volatilités serisi için en uygun modelin MA(1) olduğu sonucuna varılmıştır. MA(1) modeli tahmin sonuçları Tablo 1.'de sunulmuştur.

Tablo1. MA(1) Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.033854	0.015145	2.235354	0.0298
MA(1)	0.348151	0.131163	2.654340	0.0106

Ardından tahmin edilen modelde ARCH etkisi olup olmadığını araştırmak için ARCH-LM testi uygulanmıştır. Tablo 2.'de verilen ARCH-LM test sonuçlarına göre 1. gecikme için %5, 9. gecikme için %1, 3. ve 12. gecikme için ise %10 anlam düzeyinde ARCH etkisinin yokluğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu sonuca göre döviz kuru zaman serisinin değişen varyanslı olduğu ve döviz kuru volatilités hesaplamada ARCH tipi bir modelin kullanılmasının daha doğru olacağı söylenebilir.

Tablo 2. ARCH-LM Test Sonuçları

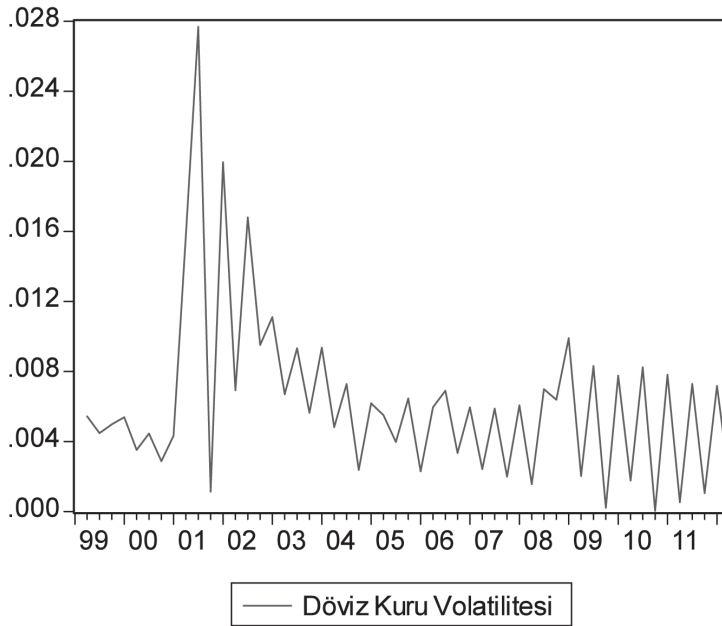
ARCH-LM Testi (1. Gecikme)			
F İstatistiği	4.298039	F-Olasılık	0.043329
T*R ²	4.116135	χ^2 -Olasılık	0.042476**
ARCH-LM Testi (3. Gecikme)			
F İstatistiği	2.834388	F-Olasılık	0.048444
T*R ²	7.800614	χ^2 -Olasılık	0.050317*
ARCH-LM Testi (9. Gecikme)			
F İstatistiği	4.426132	F-Olasılık	0.000690
T*R ²	23.73866	χ^2 -Olasılık	0.004734***
ARCH-LM Testi (12. Gecikme)			
F İstatistiği	1.933364	F-Olasılık	0.073830
T*R ²	18.57829	χ^2 -Olasılık	0.099227*

Bu aşamadan sonra değişen varyans sorununu çözecek uygun ARCH tipi model, Schwarz enformasyon kriteri göz önünde bulundurularak belirlenmiştir. SIC kriteri sonuçları en uygun modelin GARCH(2,1) olduğuna işaret etmiştir. GARCH(2,1) modeli Tablo 3.'te sunulmaktadır.

Tablo 3. GARCH (2,1) Modeli

	Katsayı	Standart Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.025670	0.005791	4.432751	0.0000
MA(1)	0.327681	0.131537	2.491166	0.0127
<i>Varyans Modeli</i>				
C	0.002842	0.001975	1.439269	0.1501
RESID(-1)^2	0.394903	0.193617	2.039610	0.0414
GARCH(-1)	-0.470591	0.118318	-3.977343	0.0001
GARCH(-2)	0.602629	0.116245	5.184150	0.0000

GARCH (2,1) modeli kullanılarak elde edilen koşullu varyans serisinin grafiği Şekil 1'de verildiği gibidir. Elde edilen koşullu varyans serisi uzun dönem ihracat talep modelinde volatilité değişkeni olarak kullanılmıştır.



Şekil 1. GARCH (2.1) Modeli ile Elde Edilen Koşullu Varyans Serisi

1.2. Zaman Ölçeklerinin Elde Edilmesi

Döviz kuru volatilitesinin ihracat hacmi üzerine etkisinin araştırıldığı bu çalışmada, ihracat modelinde yer alan değişkenlere ait serilerin frekans ayrışmalarını bulmak için dalgacık dönüşüm (wavelet transform) yöntemi kullanılmaktadır. Dalgacık (wavelet) ifadesi zaman serisi analizinde hem zaman hem de frekans domaininde yerleşik fonksiyonları belirtir. Dalga (wave) ifadesi ise spektral analizde kullanılan sürekli sıfır etrafındaki hareketine devam eden sinüsoid fonksiyonları ifade etmek için kullanılır. Dalgacık ise zamanın belli bir anında başlayan ve belli bir anında sıfıra dönen fonksiyonları ifade eder (Fan ve Gençay, 2010). Dalga fonksiyonları gibi hareketine sürekli devam etmedikleri için küçük dalga anlamında dalgacık olarak isimlendirilmişlerdir. Bu dalgacık fonksiyonları kullanılarak orijinal zaman serisi düşük ve yüksek frekanslı öğelerine ayrılır.

Farklı türlerde dalgacık dönüşüm yöntemleri bulunmaktadır; ancak bu çalışmada, gözlem sayısına bir kısıt getirmemesi ve çevirimden bağımsız olması gibi özelliklerinden dolayı azami çakışık kesikli dalgacık dönüşümü ya da İngilizce ismiyle maximal overlap discrete wavelet transform (MODWT) yöntemi tercih edilmiştir. Bir serinin MODWT'si dalgacık katsayıları toplulukları $(\tilde{d}_1, \tilde{d}_2, \dots, \tilde{d}_j)$ ve ölçekleme katsayıları topluluğundan (\tilde{s}_j) oluşur. Her bir dalgacık katsayısı topluluğu \tilde{d}_j , $j = 1, 2, \dots, J$ zaman ölçeği (time scale) olarak adlandırılır¹. Değişkenlerin farklı frekanslarda modellenmesini sağlayan zaman ölçeklerinin frekans şeklinde yorumlanmasıdır. Tablo 4.'te Crowley (2007)'nin çeyreklik veriye ait zaman ölçeklerinin nasıl frekans biçiminde yorumlanacağına ilişkin sunmuş olduğu tablo verilmektedir.

Tablo 4. Çeyreklik veri için zaman ölçeklerinin frekans yorumu

Zaman Ölçekleri	Frekans
d1	2-4 çeyrek
d2	4-8 çeyrek
d3	8-16 çeyrek
d4	16-32 çeyrek
d5	32-64 çeyrek
d6	64-128 çeyrek
d7	128-256 çeyrek
d8	256-512 çeyrek

1) Bu çalışmada $j=1,2,\dots,J$ için \tilde{d}_j ve d_j birbiri yerine kullanılmaktadır. Örneğin d1 ve \tilde{d}_1 aynı zaman ölçeğini göstermektedir. İki notasyon arasındaki fark, $j=1,2,\dots,J$ için d_j ifadesi dönüşüm yönteminden bahsetmeden zaman ölçeğinin düzeyini (j değerinin ne olduğunu) gösterirken; \tilde{d}_j hem zaman ölçeği düzeyini ne olduğunu hem de dönüşüm metodunun MODWT olduğunu ifade etmektedir.

Dalgacık ve ölçek katsayıları topluluklarını elde etmek için dalgacık ve ölçek filtreleri kullanılır. MODWT'ye ait dalgacık filtresi \tilde{h}_l aşağıdaki özelliklere sahiptir.

$$\sum_0^{L-1} \tilde{h}_l = 0; \sum_0^{L-1} \tilde{h}_l^2 = 1/2 \quad (5)$$

ve

$$\sum_0^{L-1} \tilde{h}_l \tilde{h}_{l+2n} = \sum_{-\infty}^{\infty} \tilde{h}_l \tilde{h}_{l+2n} = 0 \quad (6)$$

Burada n sıfırdan farklı bir tamsayıdır. Benzer şekilde MODWT'nin ölçekleme filtresine \tilde{g}_l ait özellikler herhangi bir pozitif n tamsayısı için:

$$\sum_0^{L-1} \tilde{g}_l = 1; \sum_0^{L-1} \tilde{g}_l^2 = 1/2 \quad (7)$$

ve

$$\sum_0^{L-1} \tilde{g}_l \tilde{g}_{l+2n} = \sum_{-\infty}^{\infty} \tilde{g}_l \tilde{g}_{l+2n} = 0 \quad (8)$$

şeklinde ifade edilebilir. Bu filtreler kullanılarak herhangi bir j düzeyindeki dalgacık ve ölçekleme katsayılarını bulmak için

$$\tilde{d}_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} \tilde{h}_l X_{t-l \bmod N} \quad (9)$$

$$\tilde{s}_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} \tilde{g}_l X_{t-l \bmod N} \quad (10)$$

hesaplamaları yapılır. Burada N örneklem büyüklüğünü göstermektedir. Denklem (9)'dan elde edilen dalgacık katsayıları kullanılarak zaman ölçekleri aşağıda gösterildiği gibi elde edilir.²

$$d1 = \tilde{d}_1 = (\tilde{d}_{1,1}, \tilde{d}_{1,2}, \dots, \tilde{d}_{1,N-1})$$

$$d2 = \tilde{d}_2 = (\tilde{d}_{2,1}, \tilde{d}_{2,2}, \dots, \tilde{d}_{2,N-1})$$

⋮

$$dJ = \tilde{d}_j = (\tilde{d}_{j,1}, \tilde{d}_{j,2}, \dots, \tilde{d}_{j,N-1})$$

Bu çalışmada panel verilerin zaman ölçekleri kullanılmıştır. Bu amaçla, her bir değişken için paneli oluşturan ülkelere ait serilere MODWT uygulanmış ve ortaya çıkan zaman ölçekleri yeniden birleştirilerek panel haline getirilmiştir. Bu yöntemle d1, d2 ve d3 olmak üzere üç farklı frekansa karşılık gelen panel veri değişkenleri elde edilmiştir.

1.3. Panel Birim Kök Testleri

Zaman ölçekleri modelin farklı frekanslardaki davranışını gösterdiği gibi, bu ölçeklerin bir diğer avantajı da genelde durağan olan veriler sağlamasıdır. Başka bir deyişle dalgacık dönüşümü sonunda elde edilen zaman ölçekleri genellikle durağanlardır. Çalışmada, elde edilen d1, d2 ve d3 zaman ölçeklerinin durağanlığından emin olmak için hem orijinal veriye hem de bu zaman ölçeklerine Choi ve Levin-Lin-Chu panel birim kök testleri uygulanmıştır.

2) Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Percival ve Walden (2000: 159-195).

Choi (2001) paneli oluşturan her bir seriye uygulanmış ADF testinin p-değerlerini birleştirerek bir panel birim kök testi oluşturmayı önermiştir. Choi panel birim kök testinde her bir p-değerinden elde edilmiş probitlerin ortalaması kullanılmaktadır. Paneli oluşturan N adet serinin ayrı ayrı p-değerleri p_i ($i=1, \dots, N$) olmak üzere probit $t_i = \Phi^{-1}(p_i)$ şeklinde tanımlanır, bu tanımda Φ^{-1} ise ters standart normal dağılımı göstermektedir. Choi (2001) daha sonra bu probitleri aşağıdaki gibi birleştirmeyi önermektedir:

$$Z = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i \rightarrow N(0,1) \quad (11)$$

Aynı zamanda serilere ait p-değerlerini doğrudan kullanmak da mümkündür:

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(p_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (12)$$

Bu test, paneli oluşturan yatay kesitlerin her birinde birim kök vardır boş hipotezine karşı en az bir yatay kesit durağandır hipotezini sınamaktadır.

Choi testinde boş hipotezin reddedilmesinin, paneldeki tüm serilerin durağan olması anlamına gelmemesi nedeniyle bu test yetersiz görülebileceği için çalışmada alternatif hipotezi her bir serinin durağanlığı olan Levin, Lin ve Chu (2002) tarafından geliştirilen panel birim kök testi de kullanılmıştır. Levin-Lin-Chu (LLC) testi de paneli oluşturan seriler için elde edilen ADF test sonuçlarını kullanmaktadır. LLC istatistiği üç aşamalı bir süreç sonucunda elde edilir. İlk olarak her bir serinin ADF denkleminde standart hata terimleri $\hat{\sigma}_{\varepsilon_{it}}$ elde edilir. İkinci aşamada ADF denklemi, önce denklemden serinin bir gecikmeli değerlerini gösteren değişken ve sonra da fark değerini gösteren değişken çıkarılarak tahmin edilir. Bu iki yardımcı denklemden sırasıyla $\hat{\varepsilon}_{it}$ ve \hat{v}_{it-1} kalıntı değerleri elde edilir. Bu kalıntı değerleri,

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \hat{\varepsilon}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon_{it}} \quad (13)$$

$$\tilde{v}_{it-1} = \hat{v}_{it-1} / \hat{\sigma}_{\varepsilon_{it}} \quad (14)$$

şeklinde standardize edildikten sonra aşağıdaki havuzlanmış regresyon denkleminde kullanılır.

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \rho \tilde{v}_{it-1} + \tilde{u}_{it} \quad (15)$$

LLC testinde boş hipotez $\rho=0$ 'a karşılık gelmektedir ve alternatif hipotez de tüm panelin durağan olmasıdır. Test istatistiğinin dağılımı Levin, Lin ve Chu (2002)'deki Tablo 2'de sunulan düzeltilmiş t-dağılımı şeklindedir.

2. Ampirik Bulgular

Döviz kuru volatilitésinin Türkiye'nin Euro Bölgesi ülkelerine olan ihracatına etkisini sınamak amacıyla panel veri analizi uygulanmadan önce, modelde kullanılan verilerin panel birim kök içerip içermedikleri Choi ve LLC panel birim kök testleri ile sınanmıştır. Tablo 5.'de Choi, Tablo 6.'da ise LLC panel birim kök testi sonuçları sunulmaktadır. Her iki tabloda da test istatistiklerinin yanında parantez içinde p-değerleri verilmiştir.

Tablo 5. Choi panel birim kök testi sonuçları

		None		Drift		Trend	
Original Data	ln.rx	4.2572	(0.9999)	-5.9048	(0.0000)	-5.3771	(0.0000)
	ln.rgdp	4.4015	(0.9999)	0.2474	(0.5977)	1.8857	(0.9703)
	ln.ner	2.8417	(0.9978)	-5.6641	(0.0000)	-7.9177	(0.0000)
	ln.relpri	0.5125	(0.6959)	-6.7817	(0.0000)	-16.8803	(0.0000)
	volatility	-3.799	(0.0000)	-2.5324	(0.0057)	-16.6628	(0.0000)
d1 Scale	ln.rx	-18.4262	(0.0000)	-14.5267	(0.0000)	-13.1381	(0.0000)
	ln.rgdp	-8.8869	(0.0000)	-6.8049	(0.0000)	-19.3897	(0.0000)
	ln.ner	-19.3897	(0.0000)	-15.4055	(0.0000)	-14.2551	(0.0000)
	ln.relpri	-19.0025	(0.0000)	-13.2267	(0.0000)	-16.4498	(0.0000)
	volatility	-17.1824	(0.0000)	-13.7411	(0.0000)	-11.8486	(0.0000)
d2 Scale	ln.rx	-10.6774	(0.0000)	-7.3861	(0.0000)	-6.6929	(0.0000)
	ln.rgdp	-10.2249	(0.0000)	-7.0363	(0.0000)	-4.755	(0.0000)
	ln.ner	-12.3346	(0.0000)	-9.1403	(0.0000)	-8.5559	(0.0000)
	ln.relpri	-5.7404	(0.0000)	-5.7404	(0.3461)	-5.7404	(0.9983)
	volatility	-14.6715	(0.0000)	-11.7079	(0.0000)	-9.5133	(0.0000)
d3 Scale	ln.rx	-8.7964	(0.0000)	-5.7001	(0.0000)	-4.8438	(0.0000)
	ln.rgdp	-6.9659	(0.0000)	-4.0325	(0.0000)	-7.0997	(0.0000)
	ln.ner	-9.2461	(0.0000)	-5.8067	(0.0000)	-0.9854	(0.1622)
	ln.relpri	-5.372	(0.0000)	-2.3373	(0.0097)	0.1463	(0.5582)
	volatility	-4.7314	(0.0000)	-0.8737	(0.1912)	-11.1651	(0.0000)

Orijinal veri için, trend ve sabit terimin dahil edildiği durumda Choi testi sadece *ln.rgdp* değişkeninde birim kök olduğunu; LLC testi ise değişkenlerin hiçbirinin birim kök içermediğini işaret etmektedir. Orijinal veride, sadece sabit terimin dahil edildiği durum için Choi testi yine *ln.rgdp*'nin birim kök taşıdığını gösterirken LLC hem *ln.rgdp*'nin hem de *volatility*'nin birim kök içerdiğini göstermektedir.

Zaman ölçeklerinde birim kök incelenirken sabit ve trendin olmadığı modelin kullanılması uygundur. Ekonomik veriler genelde trend içermektedir; ancak ele alınan bir zaman ölçeği (ilgili zaman ölçeği haricindeki) diğer zaman ölçeklerine ait etkilerden arındırılmıştır. Bu metot kırılma ve yerel doğrusal olmamanın (local nonlinearity) yanı sıra trendi de filtrelemektedir. Dolayısıyla modelde kullanılan verilerin panel birim kökleri sabitin ve trendin olmadığı durum için incelenmektedir. Bu durumda her iki test de zaman ölçeklerinin kullanıldığı modelde yer alan değişkenlerin birim köke sahip olduğu şeklindeki sıfır hipotezini reddetmektedir.

Tablo 6. LLC panel birim kök testi sonuçları

		None		Drift		Trend	
Original Data	ln.rx	3.9502	(0.0000)	-8.8696	(0.0000)	-6.2051	(0.0000)
	ln.rgdp	3.2469	(0.0012)	-1.6319	(0.1027)	3.7107	(0.0002)
	ln.ner	-1.5029	(0.1329)	-9.2621	(0.0000)	-4.4011	(0.0000)
	ln.relpri	-8.2884	(0.0000)	-14.1415	(0.0000)	-16.6628	(0.0000)
	volatility	-4.6039	(0.0000)	-0.125	(0.9005)	-22.3826	(0.0000)
d1 Scale	ln.rx	-21.867	(0.0000)	0.368	(0.7129)	9.0299	(0.0000)
	ln.rgdp	-15.779	(0.0000)	98.0685	(0.0000)	115.2948	(0.0000)
	ln.ner	-26.9037	(0.0000)	-17.9755	(0.0000)	-16.8948	(0.0000)
	ln.relpri	-19.0025	(0.0000)	-4.4938	(0.0000)	0.1928	(0.8471)
	volatility	-20.9359	(0.0000)	68.2773	(0.0000)	88.2978	(0.0000)
d2 Scale	ln.rx	-12.4965	(0.0000)	1.8494	(0.0644)	5.9252	(0.0000)
	ln.rgdp	-12.3755	(0.0000)	3.5917	(0.0003)	6.4374	(0.0000)
	ln.ner	-14.9116	(0.0000)	0.3314	(0.7403)	-8.5559	(0.0000)
	ln.relpri	-10.7916	(0.0000)	5.4307	(0.0000)	19.7975	(0.0000)
	volatility	-18.4417	(0.0000)	2.9303	(0.0034)	8.5849	(0.0000)
d3 Scale	ln.rx	-11.3323	(0.0000)	-3.3696	(0.0008)	-1.516	(0.1295)
	ln.rgdp	-8.6375	(0.0000)	1.6922	(0.0906)	-0.171	(0.8642)
	ln.ner	-11.9776	(0.0000)	-1.6694	(0.0950)	2.817	(0.0048)
	ln.relpri	-7.2272	(0.0000)	7.9671	(0.0000)	1.2338	(0.2173)
	volatility	-6.628	(0.0000)	6.9024	(0.0000)	-16.1938	(0.0000)

Birim kök testi sonuçları orijinal veride *ln.rgdp* ve *volatility* değişkenlerinin birim köke sahip olabileceğini işaret etmişlerdir. Ancak trend ve sabit terimin modele dahil edildiği durumda LLC testi sonuçları göz önüne alınarak orijinal veri modelin tahmininde kullanılmıştır. Ayrıca orijinal veriyle tahmin edilen model, zaman ölçekleri ile tahmin edilen modellerle karşılaştırma yapmak için kullanılmaktadır. Orijinal veri ve zaman ölçekleri kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları Tablo 7.'de sunulmaktadır.

Tablo 7. Model tahmini

	original	d1 scale	d2 scale	d3 scale
	N=11, T=50	N=11, T=47	N=11, T=41	N=11, T=29
ln.rgdp	1.94934 ***	1.39960 ***	0.97285 **	3.50253 ***
ln.ner	1.53048 ***	0.81265 ***	0.98180 ***	1.50536 ***
ln.relpri	-0.44659 ***	1.10986 **	-0.13364	-0.12604
volatility	-2.48497	1.31360	-2.70358	-12.00854 ***
R²	0.77	0.16	0.16	0.20

*** %1 anlam düzeyinde, ** %5 anlam düzeyinde katsayı anlamlılığını ifade etmektedir.

Orijinal verinin kullanıldığı modelin tahmini sonucunda elde edilen katsayıların işaretleleri ekonomik teoriye dayalı beklentilerle uyum göstermektedir. Klasik ihracat talep fonksiyonunda yer alan $\ln.rgdp$, $\ln.ner$ ve $\ln.relpri$ değişkenleri %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. *volatility* değişkeninin katsayısı ise negatif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamsızdır.

Zaman ölçeklerinin kullanıldığı model tahminlerine baktığımızda $\ln.rgdp$ 'nin ve nominal döviz kurunun etkisini gösteren $\ln.ner$ değişkeninin katsayısı teorik beklentilerle uyumlu olarak pozitif ve anlamlı olmaya devam etmektedir. Ancak $\ln.relpri$ değişkenine ait katsayı d1 zaman ölçeği için pozitif ve anlamlı değer alırken, bu katsayının d2 ve d3 zaman ölçeği için aldığı değer negatif ve istatistiksel olarak anlamsızdır. d1 zaman ölçeği 6-12 aylık bir frekansı temsil ettiğinden, çok kısa vadede fiyat rekabeti kaybına rağmen ihracatın arttığı söylenebilir. Bu durum ihracatçıların fiyat artışlarını, ihracat sözleşmeleri ya da stok maliyetleri nedeniyle mallarını ihraç edebilmek için ihracat fiyatlarına yansıtılmalarından kaynaklanabilir. d2 ve d3 zaman ölçeği için elde edilen katsayılar ise negatif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamsızdır. Buradan dört yıla kadar olan bir zaman süreci içerisinde fiyat rekabetinde yaşanan bir kaybın Euro Bölgesi ülkeleriyle olan ihracat üzerinde olumsuz bir etkisi olmamakla birlikte, Türkiye'nin uzun vadede fiyat rekabeti avantajını kaybetmemesi gerektiği yorumu yapılabilir.

Döviz kuru volatilitesi etkisini gösteren *volatility* değişkeninin katsayısı, d1 zaman ölçeğinin kullanıldığı model dışındaki tüm model tahminlerinde negatif değer almıştır. Ancak orijinal verinin, d1 ve d2 zaman ölçeklerinin kullanıldığı model tahminlerinde istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu bulgular iki yıllık bir süreye kadar volatilitenin ihracat üzerine anlamlı bir etkisi olmadığını göstermektedir. d3 ölçeğinin kullanıldığı modelin tahmin sonuçlarına göre ise iki-dört yıl arasında *volatility* değişkeninin ihracat hacmi üzerindeki etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu ise volatilitenin kısa dönemde ihracat üzerinde bir etkisi olmadığını ancak sürekli ve yüksek volatilitenin uzun dönemde Türkiye'nin ihracatına zarar vereceğini göstermektedir. Orijinal verinin kullanıldığı modelden elde edilen katsayının istatistiksel olarak anlamsız olması ise ihracatçıların volatilitenin ihracat üzerindeki uzun dönem olumsuz etkisini hedging olanaklarından faydalanmak gibi önlemlerle azalttıkları anlamına gelmektedir.

Sonuç ve Değerlendirme

Bretton Woods sisteminin çökmesiyle esnek döviz kuru rejimi uygulamalarına geçilmesinin üzerinden 40 yıl geçmesine rağmen döviz kurundaki öngörülemeyen değişikliklerin ihracat üzerinde olumsuz etkiye sahip olup olmadıkları hala teorik olarak tartışılan bir konudur. Konuyla ilgili ampirik çalışmalardan elde edilen bulguların, döviz kuru volatilitesinin ihracat hacmi üzerindeki etkisine ilişkin farklı sonuçlar vermesi, döviz kuru volatilitesi-ihracat hacmi ilişkisini aydınlatmaya yönelik çalışmaların da artmasına neden olmaktadır.

Bu çalışmada uzun dönem ihracat talep modeline döviz kuru volatilitesi değişkeninin dahil edilmesi suretiyle döviz kuru volatilitesinin Türkiye'nin Euro Bölgesi ülkelerine ihracatı üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışmada, değişkenlerin orijinal frekansındaki etkileşimlerinin yanı sıra; zaman ölçeklerine ayrılarak bu zaman ölçeklerine karşılık gelen frekanslardaki etkileşimlerini de araştırmak suretiyle konuyla ilgili geniş literatüre katkı sağlanmaya çalışılmıştır. Orijinal verinin kullanıldığı modelden elde edilen katsayı tahmin sonuçları yurtdışı gelir, döviz kuru ve göreceli fiyat değişkenleri için teorik beklentiyle uyum gösterirken döviz kuru volatilitesinin Türkiye'nin Euro Bölgesi'ne olan ihracatı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığını işaret etmektedir. Zaman ölçeklerinin kullanıldığı modellerden elde edilen sonuçlar ise dört yıllık bir frekansa kadar göreceli fiyatlardaki artışın ihracatı olumsuz etkilememekle birlikte uzun vadede ihraç malları fiyatının rekabet edilebilir düzeyde tutulması gerektiğini göstermektedir. Ayrıca döviz kuru volatilitesi 3-4 yıllık bir frekansta ihracat hacmi açısından bir risk oluşturmakla birlikte; daha uzun vadede riskten korunma (hedging) olanakları ile döviz kuru volatilitesinin ihracat hacmini olumsuz etkilemesinin önüne geçilebilir.

Kaynakça

- Akhtar, M. A., ve Hilton, R.S. (1984). "Effects of exchange rate uncertainty on German and U.S. trade". *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 9, 7-16.
- Arize, A. C, Osang, T. ve Slottje, D. J. (2008). "Exchange rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade". *International Review of Economics and Finance*, 17, 33-44.
- Asseery, A. ve Peel, D. A. (1991). "The effects of exchange rate volatility on exports: Some new estimates". *Economics Letters*, 37, 173-177.
- Bacchetta, P. ve Wincoop, E. V. (2000). "Does exchange-rate stability increase trade and welfare?". *The American Economic Review*, 90(5), 1093-1109.
- Bailey, M. J., Tavlas, G. S. ve Ulan, M. (1987). "The impact of exchange-rate volatility on export growth: Some theoretical considerations and empirical results". *Journal of Policy Modeling*, 9(1), 225-243.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Canzoneri, M. B., Clark, P. B., Glaessner, T. C. ve Leahy, M. P. (1984). "The effects of exchange rate variability on output and employment". *International Finance Discussion Papers*, 240.
- Choi, I. (2001). "Unit root test for panel data". *Journal of International Money and Finance*, 20(2). 249-272.

- Choudhry, T. (2008). "Exchange rate volatility and United Kingdom trade: evidence from Canada, Japan and New Zealand". *Empirical Economics*, 35(3), 607-619.
- Chowdhury, A. R. (1993). "Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models". *The Review of Economics and Statistics*, 75, 700-706.
- Clark, P. B. (1973). "Uncertainty, exchange risk and the level of international trade". *Western Economic Journal*, 11, 302-13.
- Corbo, V. ve Caballero, R. J. (1989). "How does uncertainty about the real exchange rate affect exports?". *The World Bank, Policy Research Working Paper Series*, 221.
- Crowley (2007). "A guide to wavelets for economists". *Journal of Economic Surveys*, 21(2), 207-267.
- Cushman, D. O. (1983). "The effects of real exchange rate risk on international trade". *Journal of International Economics*, 15(1-2), 45-63.
- Cushman, D. O. (1986). "Has exchange risk depressed international trade? The impact of third-country exchange risk". *Journal of International Economics*, 5(3), 361-379.
- De Grauwe, P. (1992). "The benefits of a common currency". *The Economics of Monetary Integration*. (Ed: P. De Grauwe). New York: Oxford University Press.
- De Vita, G. ve Abbott, A. (2004). "The impact of exchange rate volatility on UK exports to EU countries". *Scottish Journal of Political Economy*, 51, 62-81.
- Dell'Araccia, G. (1998). "Exchange rate fluctuations and trade flows - Evidence from the European Union". *IMF Working Papers 98/107*.
- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Fan, Y. ve Gençay, R. (2010). "Unit root tests with wavelets". *Economic Theory*, 26, 1305-1331.
- Gros, D. (1987). "Exchange rate variability and foreign trade in the presence of adjustment costs". *Département des Sciences Economiques, Université Catholique de Louvain Working Paper*, 8704.
- Hondroyannis G., Swamy, P. A. V. B., Tavlas G. ve Ulan M. (2008). "Some further evidence on exchange-rate volatility and exports". *Review of World Economics*, 144(1), 151-180.
- Kenen, P. B. ve Rodrik, D. (1986). "Measuring and analyzing the effects of short-term volatility in real exchange rates". *Review of Economics and Statistics*, 68(2), 311-315.

- Koray, F. ve Lastrapes, W. D. (1989). "Real exchange rate volatility and US bilateral trade: a VAR approach". *The Review of Economics and Statistics*, 71, 708-712.
- Kumar, R. ve Dhawan, R. (1991). "Exchange rate volatility and Pakistan's exports to the developed world, 1974-85". *World Development*, 19, 1225-1240.
- Levin, A. Lin, C. ve Chu, C. J. (2002). "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties". *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Qian, Y. ve Varangis, P. (1994). "Does exchange rate volatility hinder export growth?". *Empirical Economics*, 19, 371-396.
- Saatçioğlu, C. ve Karaca O. (2004). "Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye örneği". *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(2), 183-195.
- Sauer, C. ve Bohara, A. K. (2001). "Exchange rate volatility and exports: Regional differences between developing and industrialized countries". *Review of International Economics*, 9(1), 133-52.
- Sercu P. ve Vanhulle, C. (1992). "Exchange rate volatility, international trade, and the value of exporting firms". *Journal of Banking and Finance*, 16, 155-182.
- Tenreiro, S. (2004). "On the trade impact of nominal exchange rate volatility". *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper 03-2*.
- Thursby, M. C. ve Thursby, J. G. (1985). "The uncertainty effects of floating exchange rates: Empirical evidence on international trade flows". *Exchange Rates, Trade and the U.S. Economy* (Ed: S. W. Arndt, R. J. Sweeney ve T. D. Willett). Cambridge: Ballinger Publishing Co., 153-166.
- Thursby, J. G. ve Thursby, M. C. (1987). "Bilateral trade flows, the Linder hypothesis, and exchange risk". *The Review of Economics and Statistics*, 69, 488-495.
- Türkyılmaz, S. Özer, M. ve Kutlu, E. (2007). "Döviz kuru oynaklığı ile ithalat ve ihracat arasındaki ilişkilerin zaman serisi analizi". *Anadolu University Journal of Social Sciences*, 7(2), 133-150.
- Vergil, H. (2002). "Exchange rate volatility in Turkey and its effect on trade flows". *Journal of Economic and Social Research*, 4(1), 83-99.